

Cours de Probabilités

Licence M.I.A.S.H.S. Première Année



Année 2019-2020

Moyenne empirique

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on appelle **moyenne empirique** de (X_1, \dots, X_n) la v.a.

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n).$$

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Alors :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[\overline{X}_n] &= \mathbb{E}[X_1] & \text{si } \mathbb{E}[|X_1|] < \infty \\ \text{var}(\overline{X}_n) &= \frac{1}{n} \text{var}(X_1) & \text{si } \mathbb{E}[X_1^2] < \infty \end{cases}$$

Conséquence : Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(\overline{X}_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$

Moyenne empirique

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on appelle **moyenne empirique** de (X_1, \dots, X_n) la v.a.

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n).$$

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de **v.a.i.i.d.** définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Alors :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[\bar{X}_n] &= \mathbb{E}[X_1] & \text{si } \mathbb{E}[|X_1|] < \infty \\ \text{var}(\bar{X}_n) &= \frac{1}{n} \text{var}(X_1) & \text{si } \mathbb{E}[X_1^2] < \infty \end{cases}$$

Conséquence : Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(\bar{X}_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$

Moyenne empirique

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on appelle **moyenne empirique** de (X_1, \dots, X_n) la v.a.

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n).$$

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de **v.a.i.i.d.** définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Alors :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[\bar{X}_n] &= \mathbb{E}[X_1] & \text{si } \mathbb{E}[|X_1|] < \infty \\ \text{var}(\bar{X}_n) &= \frac{1}{n} \text{var}(X_1) & \text{si } \mathbb{E}[X_1^2] < \infty \end{cases}$$

Conséquence : Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(\bar{X}_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$

Moyenne empirique

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, on appelle **moyenne empirique** de (X_1, \dots, X_n) la v.a.

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n).$$

Propriété

Si $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de **v.a.i.i.d.** définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Alors :

$$\begin{cases} \mathbb{E}[\bar{X}_n] &= \mathbb{E}[X_1] & \text{si } \mathbb{E}[|X_1|] < \infty \\ \text{var}(\bar{X}_n) &= \frac{1}{n} \text{var}(X_1) & \text{si } \mathbb{E}[X_1^2] < \infty \end{cases}$$

Conséquence : Si $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$, $\text{var}(\bar{X}_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$

4.3 Théorèmes limite

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en probabilité vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} Y$ lorsque

$$\forall \varepsilon > 0, \quad \mathbb{P}(|X_n - Y| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0.$$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(1/n)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$.

[Si $\varepsilon > 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \emptyset$ car $X_n \in \{0, 1\}$, donc $\mathbb{P}(|X_n - 0| \geq \varepsilon) = 0$.

Si $0 < \varepsilon \leq 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \{X_n = 1\}$ et $\mathbb{P}(X_n = 1) = 1/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$]

4.3 Théorèmes limite

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en probabilité vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} Y$ lorsque

$$\forall \varepsilon > 0, \quad \mathbb{P}(|X_n - Y| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0.$$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(1/n)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$.

[Si $\varepsilon > 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \emptyset$ car $X_n \in \{0, 1\}$, donc $\mathbb{P}(|X_n - 0| \geq \varepsilon) = 0$.

Si $0 < \varepsilon \leq 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \{X_n = 1\}$ et $\mathbb{P}(X_n = 1) = 1/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$]

4.3 Théorèmes limite

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en probabilité vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} Y$ lorsque

$$\forall \varepsilon > 0, \quad \mathbb{P}(|X_n - Y| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0.$$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(1/n)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$.

[Si $\varepsilon > 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \emptyset$ car $X_n \in \{0, 1\}$, donc $\mathbb{P}(|X_n - 0| \geq \varepsilon) = 0$.

Si $0 < \varepsilon \leq 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \{X_n = 1\}$ et $\mathbb{P}(X_n = 1) = 1/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$]

4.3 Théorèmes limite

Définition

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en probabilité vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} Y$ lorsque

$$\forall \varepsilon > 0, \quad \mathbb{P}(|X_n - Y| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0.$$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(1/n)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$.

[Si $\varepsilon > 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \emptyset$ car $X_n \in \{0, 1\}$, donc $\mathbb{P}(|X_n - 0| \geq \varepsilon) = 0$.

Si $0 < \varepsilon \leq 1$, $\{|X_n - 0| \geq \varepsilon\} = \{X_n = 1\}$ et $\mathbb{P}(X_n = 1) = 1/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$]

Propriété

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en loi vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y$ lorsque

$F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} F_Y(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}$ tel que F_Y soit continue en x .

Corollaire

- Si X_i v.a. discrètes sur $\{x_j\}_{j \in J}$, il suffit de montrer que $\mathbb{P}(X_n = x_j) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} p_j = \mathbb{P}(Y = x_j)$
- Si X_i v.a. continues de densités f_i , il suffit de montrer que $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f_Y(x)$ pour presque tout $x \in \mathbb{R}$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(\frac{1}{n}, 1)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$.

[Pour $x \in \mathbb{R}$, $f_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\frac{1}{n})^2}{2}}$ et $x - \frac{1}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} x$ donc $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$]

Propriété

Soit $(X_j)_{j \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en loi vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y$ lorsque

$F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} F_Y(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}$ tel que F_Y soit continue en x .

Corollaire

- Si X_j v.a. discrètes sur $\{x_j\}_{j \in J}$, il suffit de montrer que $\mathbb{P}(X_n = x_j) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} p_j = \mathbb{P}(Y = x_j)$
- Si X_j v.a. continues de densités f_j , il suffit de montrer que $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f_Y(x)$ pour presque tout $x \in \mathbb{R}$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(\frac{1}{n}, 1)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$.

[Pour $x \in \mathbb{R}$, $f_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\frac{1}{n})^2}{2}}$ et $x - \frac{1}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} x$ donc $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$]

Propriété

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en loi vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y$ lorsque

$F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} F_Y(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}$ tel que F_Y soit continue en x .

Corollaire

- Si X_i v.a. discrètes sur $\{x_j\}_{j \in J}$, il suffit de montrer que $\mathbb{P}(X_n = x_j) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} p_j = \mathbb{P}(Y = x_j)$
- Si X_i v.a. continues de densités f_i , il suffit de montrer que $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f_Y(x)$ pour presque tout $x \in \mathbb{R}$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(\frac{1}{n}, 1)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$.

[Pour $x \in \mathbb{R}$, $f_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\frac{1}{n})^2}{2}}$ et $x - \frac{1}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} x$ donc $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$]

Propriété

Soit $(X_j)_{j \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en loi vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y$ lorsque

$F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} F_Y(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}$ tel que F_Y soit continue en x .

Corollaire

- Si X_j v.a. discrètes sur $\{x_j\}_{j \in J}$, il suffit de montrer que $\mathbb{P}(X_n = x_j) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} p_j = \mathbb{P}(Y = x_j)$
- Si X_j v.a. continues de densités f_j , il suffit de montrer que $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f_Y(x)$ pour presque tout $x \in \mathbb{R}$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(\frac{1}{n}, 1)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$.

[Pour $x \in \mathbb{R}$, $f_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\frac{1}{n})^2}{2}}$ et $x - \frac{1}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} x$ donc $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$]

Propriété

Soit $(X_j)_{j \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On dit que (X_n) converge en loi vers une variable aléatoire Y , soit $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y$ lorsque

$F_{X_n}(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} F_Y(x)$ pour tout $x \in \mathbb{R}$ tel que F_Y soit continue en x .

Corollaire

- Si X_j v.a. discrètes sur $\{x_j\}_{j \in J}$, il suffit de montrer que $\mathbb{P}(X_n = x_j) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} p_j = \mathbb{P}(Y = x_j)$
- Si X_j v.a. continues de densités f_j , il suffit de montrer que $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f_Y(x)$ pour presque tout $x \in \mathbb{R}$

Exemple : Si $X_n \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(\frac{1}{n}, 1)$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} Y \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1)$.

[Pour $x \in \mathbb{R}$, $f_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\frac{1}{n})^2}{2}}$ et $x - \frac{1}{n} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} x$ donc $f_n(x) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$]

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités

Théorème (Inégalité de Markov)

Soit X une v.a. **positive** définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X] < \infty$. Alors pour tout $\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(X \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{\varepsilon}.$$

Démonstration.

Soit $Y = X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ ($= X$ si $X \geq \varepsilon$, $= 0$ sinon). Y est une v.a. ($Y = h(X)$ et $h \in C_{pm}^0$), $Y \leq X$, $\mathbb{E}[Y] \leq \mathbb{E}[X] < \infty$. Or $\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] \geq \mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}]$ et $\mathbb{E}[\varepsilon \mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{E}[\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}] = \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ car $\mathbb{1}_{X \geq \varepsilon}$ v.a. de Bernoulli $\mathcal{B}(\mathbb{P}(X \geq \varepsilon))$. Donc $\mathbb{E}[X] \geq \varepsilon \mathbb{P}(X \geq \varepsilon)$ d'où l'inégalité. \square

Exemple : Si (X_n) suite de v.a. telle que $\mathbb{E}[|X_n|] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} 0$

Inégalités (fin)

Théorème (Inégalité de Bienaymé-Tchebitchev)

Soit X une v.a. définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$. Alors pour tout

$$\varepsilon > 0, \quad \mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Démonstration.

Inégalité de Markov pour $Y = (X - \mathbb{E}[X])^2$, avec $\varepsilon' = \varepsilon^2$. Y positive et $\mathbb{E}[Y] = \text{var}(X)$. Alors $\mathbb{P}(Y \geq \varepsilon^2) = \mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[Y]}{\varepsilon^2}$, d'où l'inégalité □

Exemples :

① Pour $0 < \alpha < 1$ et $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\mathbb{P}\left(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \sqrt{\frac{\text{var}(X)}{\alpha}}\right) \leq \alpha$.

② Si (X_n) suite de v.a. telle que $\begin{cases} \mathbb{E}[X_n] = m \\ \text{var}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \end{cases}$ alors $X_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} m$

Inégalités (fin)

Théorème (Inégalité de Bienaymé-Tchebitchev)

Soit X une v.a. définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$. Alors pour tout

$\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Démonstration.

Inégalité de Markov pour $Y = (X - \mathbb{E}[X])^2$, avec $\varepsilon' = \varepsilon^2$. Y positive et $\mathbb{E}[Y] = \text{var}(X)$. Alors

$\mathbb{P}(Y \geq \varepsilon^2) = \mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[Y]}{\varepsilon^2}$, d'où l'inégalité □

Exemples :

① Pour $0 < \alpha < 1$ et $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\mathbb{P}\left(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \sqrt{\frac{\text{var}(X)}{\alpha}}\right) \leq \alpha$.

② Si (X_n) suite de v.a. telle que $\begin{cases} \mathbb{E}[X_n] = m \\ \text{var}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \end{cases}$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} m$

Inégalités (fin)

Théorème (Inégalité de Bienaymé-Tchebitchev)

Soit X une v.a. définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbb{E}[X^2] < \infty$. Alors pour tout

$\varepsilon > 0$,

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Démonstration.

Inégalité de Markov pour $Y = (X - \mathbb{E}[X])^2$, avec $\varepsilon' = \varepsilon^2$. Y positive et $\mathbb{E}[Y] = \text{var}(X)$. Alors

$\mathbb{P}(Y \geq \varepsilon^2) = \mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[Y]}{\varepsilon^2}$, d'où l'inégalité □

Exemples :

① Pour $0 < \alpha < 1$ et $\mathbb{E}[X^2] < \infty$, $\mathbb{P}\left(|X - \mathbb{E}[X]| \geq \sqrt{\frac{\text{var}(X)}{\alpha}}\right) \leq \alpha$.

② Si (X_n) suite de v.a. telle que $\begin{cases} \mathbb{E}[X_n] = m \\ \text{var}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \end{cases}$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} m$

Inégalités (fin)

Théorème (Inégalité de Bienaymé-Tchebitchev)

Soit X une v.a. définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbf{E}[X^2] < \infty$. Alors pour tout

$$\varepsilon > 0, \quad \mathbf{P}(|X - \mathbf{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Démonstration.

Inégalité de Markov pour $Y = (X - \mathbf{E}[X])^2$, avec $\varepsilon' = \varepsilon^2$. Y positive et $\mathbf{E}[Y] = \text{var}(X)$. Alors

$$\mathbf{P}(Y \geq \varepsilon^2) = \mathbf{P}(|X - \mathbf{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbf{E}[Y]}{\varepsilon^2}, \text{ d'où l'inégalité} \quad \square$$

Exemples :

① Pour $0 < \alpha < 1$ et $\mathbf{E}[X^2] < \infty$, $\mathbf{P}\left(|X - \mathbf{E}[X]| \geq \sqrt{\frac{\text{var}(X)}{\alpha}}\right) \leq \alpha.$

② Si (X_n) suite de v.a. telle que $\begin{cases} \mathbf{E}[X_n] = m \\ \text{var}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \end{cases}$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} m$

Inégalités (fin)

Théorème (Inégalité de Bienaymé-Tchebitchev)

Soit X une v.a. définie sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telle que $\mathbf{E}[X^2] < \infty$. Alors pour tout

$$\varepsilon > 0, \quad \mathbf{P}(|X - \mathbf{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

Démonstration.

Inégalité de Markov pour $Y = (X - \mathbf{E}[X])^2$, avec $\varepsilon' = \varepsilon^2$. Y positive et $\mathbf{E}[Y] = \text{var}(X)$. Alors

$$\mathbf{P}(Y \geq \varepsilon^2) = \mathbf{P}(|X - \mathbf{E}[X]| \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbf{E}[Y]}{\varepsilon^2}, \text{ d'où l'inégalité} \quad \square$$

Exemples :

- 1 Pour $0 < \alpha < 1$ et $\mathbf{E}[X^2] < \infty$, $\mathbf{P}\left(|X - \mathbf{E}[X]| \geq \sqrt{\frac{\text{var}(X)}{\alpha}}\right) \leq \alpha$.
- 2 Si (X_n) suite de v.a. telle que $\begin{cases} \mathbf{E}[X_n] = m \\ \text{var}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0 \end{cases}$ alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} m$

Loi faible des Grands Nombres

Théorème (Loi faible des grands nombres)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$.

Alors :

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[\overline{X}_n] = \mathbb{E}[X_1]$ et $\text{var}(\overline{X}_n) = \text{var}(X_1)/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ donc d'après l'Inégalité de BT,

$$\mathbb{P}(|\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \implies \overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$



"La moyenne empirique tend vers la moyenne théorique (v.a.i.i.d.)"

Exemple : Pour (X_i) suite de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$, alors $\overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} p$

Loi faible des Grands Nombres

Théorème (Loi faible des grands nombres)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$.

Alors :

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[\overline{X}_n] = \mathbb{E}[X_1]$ et $\text{var}(\overline{X}_n) = \text{var}(X_1)/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ donc d'après l'Inégalité de BT,

$$\mathbb{P}(|\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \implies \overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$



"La moyenne empirique tend vers la moyenne théorique (v.a.i.i.d.)"

Exemple : Pour (X_i) suite de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$, alors $\overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} p$

Loi faible des Grands Nombres

Théorème (Loi faible des grands nombres)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$.

Alors :

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[\overline{X}_n] = \mathbb{E}[X_1]$ et $\text{var}(\overline{X}_n) = \text{var}(X_1)/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ donc d'après l'Inégalité de BT,

$$\mathbb{P}(|\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \implies \overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$



"La moyenne empirique tend vers la moyenne théorique (v.a.i.i.d.)"

Exemple : Pour (X_i) suite de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$, alors $\overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} p$

Loi faible des Grands Nombres

Théorème (Loi faible des grands nombres)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbf{E}[X_1^2] < \infty$.

Alors :

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \cdots + X_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbf{E}[X_1]$$

Démonstration.

On a $\mathbf{E}[\overline{X}_n] = \mathbf{E}[X_1]$ et $\text{var}(\overline{X}_n) = \text{var}(X_1)/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ donc d'après l'Inégalité de BT,

$$\mathbf{P}(|\overline{X}_n - \mathbf{E}[X_1]| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \implies \overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbf{E}[X_1]$$



"La moyenne empirique tend vers la moyenne théorique (v.a.i.i.d.)"

Exemple : Pour (X_i) suite de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$, alors $\overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} p$

Loi faible des Grands Nombres

Théorème (Loi faible des grands nombres)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[X_1^2] < \infty$.

Alors :

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n} (X_1 + \cdots + X_n) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$

Démonstration.

On a $\mathbb{E}[\overline{X}_n] = \mathbb{E}[X_1]$ et $\text{var}(\overline{X}_n) = \text{var}(X_1)/n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ donc d'après l'Inégalité de BT,

$$\mathbb{P}(|\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]| \geq \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0 \implies \overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} \mathbb{E}[X_1]$$



"La moyenne empirique tend vers la moyenne théorique (v.a.i.i.d.)"

Exemple : Pour (X_i) suite de v.a.i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$, alors $\overline{X}_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{P}} p$

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.
Alors :

$$\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\bar{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\bar{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Théorème de la limite centrale

Théorème (Théorème de la limite centrale)

Soit $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ suite de v.a.i.i.d. définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ telles que $\mathbb{E}[|X_1^2|] < \infty$.

Alors :

$$\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1]) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \text{var}(X_1)) \quad \text{ou} \quad \sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])}{\sqrt{\text{var}(X_1)}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Démonstration.

Preuve en L3. On vérifie juste $\mathbb{E}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = 0$ et $\text{var}[\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mathbb{E}[X_1])] = \text{var}(X_1)$ □

Conséquence : Si n grand (?), alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(\mathbb{E}[X_1], \frac{1}{n} \text{var}(X_1))$

"Si n grand, la moyenne empirique suit une loi gaussienne (v.a.i.i.d.)"

Un exemple d'utilisation

Exemple : Si $X_i \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$ alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(p, \frac{1}{n} p(1-p))$

$\implies p = 0.5$: $\mathbb{P}(|\overline{X}_n - 0.5| \leq 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}) \simeq 0.95$ pour n grand

[Pour $p = 0.5$, $\sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - 0.5)}{0.5} = Z_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(0, 1)$. Or $\mathbb{P}(|Z_n| \leq 1.96) \simeq 0.95$, d'où le résultat.]

$\implies \overline{X}_n \in \left[0.5 - 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}, 0.5 + 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}} \right]$ avec 95% de chance

\implies On peut remplacer 0.95 par $1 - \alpha$ et 1.96 par $q_{1-\alpha/2}$

\implies Intervalles de fluctuations asymptotiques

Un exemple d'utilisation

Exemple : Si $X_i \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$ alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(p, \frac{1}{n} p(1-p))$

$\implies p = 0.5$: $\mathbb{P}(|\overline{X}_n - 0.5| \leq 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}) \simeq 0.95$ pour n grand

[Pour $p = 0.5$, $\sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - 0.5)}{0.5} = Z_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(0, 1)$. Or $\mathbb{P}(|Z_n| \leq 1.96) \simeq 0.95$, d'où le résultat.]

$\implies \overline{X}_n \in \left[0.5 - 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}, 0.5 + 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}} \right]$ avec 95% de chance

\implies On peut remplacer 0.95 par $1 - \alpha$ et 1.96 par $q_{1-\alpha/2}$

\implies Intervalles de fluctuations asymptotiques

Un exemple d'utilisation

Exemple : Si $X_i \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$ alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(p, \frac{1}{n} p(1-p))$

$\implies p = 0.5$: $\mathbb{P}(|\overline{X}_n - 0.5| \leq 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}) \simeq 0.95$ pour n grand

[Pour $p = 0.5$, $\sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - 0.5)}{0.5} = Z_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(0, 1)$. Or $\mathbb{P}(|Z_n| \leq 1.96) \simeq 0.95$, d'où le résultat.]

$\implies \overline{X}_n \in \left[0.5 - 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}, 0.5 + 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}} \right]$ avec 95% de chance

\implies On peut remplacer 0.95 par $1 - \alpha$ et 1.96 par $q_{1-\alpha/2}$

\implies Intervalles de fluctuations asymptotiques

Un exemple d'utilisation

Exemple : Si $X_i \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$ alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(p, \frac{1}{n} p(1-p))$

$\implies p = 0.5$: $\mathbb{P}(|\overline{X}_n - 0.5| \leq 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}) \simeq 0.95$ pour n grand

[Pour $p = 0.5$, $\sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - 0.5)}{0.5} = Z_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(0, 1)$. Or $\mathbb{P}(|Z_n| \leq 1.96) \simeq 0.95$, d'où le résultat.]

$\implies \overline{X}_n \in \left[0.5 - 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}, 0.5 + 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}} \right]$ avec 95% de chance

\implies On peut remplacer 0.95 par $1 - \alpha$ et 1.96 par $q_{1-\alpha/2}$

\implies Intervalles de fluctuations asymptotiques

Un exemple d'utilisation

Exemple : Si $X_i \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$ alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(p, \frac{1}{n} p(1-p))$

$\implies p = 0.5$: $\mathbb{P}(|\overline{X}_n - 0.5| \leq 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}) \simeq 0.95$ pour n grand

[Pour $p = 0.5$, $\sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - 0.5)}{0.5} = Z_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(0, 1)$. Or $\mathbb{P}(|Z_n| \leq 1.96) \simeq 0.95$, d'où le résultat.]

$\implies \overline{X}_n \in \left[0.5 - 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}, 0.5 + 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}} \right]$ avec 95% de chance

\implies On peut remplacer 0.95 par $1 - \alpha$ et 1.96 par $q_{1-\alpha/2}$

\implies Intervalles de fluctuations asymptotiques

Un exemple d'utilisation

Exemple : Si $X_i \stackrel{\mathcal{L}}{\sim} \mathcal{B}(p)$ alors $\overline{X}_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(p, \frac{1}{n} p(1-p))$

$\implies p = 0.5$: $\mathbb{P}(|\overline{X}_n - 0.5| \leq 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}) \simeq 0.95$ pour n grand

[Pour $p = 0.5$, $\sqrt{n} \frac{(\overline{X}_n - 0.5)}{0.5} = Z_n \stackrel{\mathcal{L}}{\simeq} \mathcal{N}(0, 1)$. Or $\mathbb{P}(|Z_n| \leq 1.96) \simeq 0.95$, d'où le résultat.]

$\implies \overline{X}_n \in \left[0.5 - 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}}, 0.5 + 1.96 \frac{0.5}{\sqrt{n}} \right]$ avec 95% de chance

\implies On peut remplacer 0.95 par $1 - \alpha$ et 1.96 par $q_{1-\alpha/2}$

\implies **Intervalles de fluctuations asymptotiques**